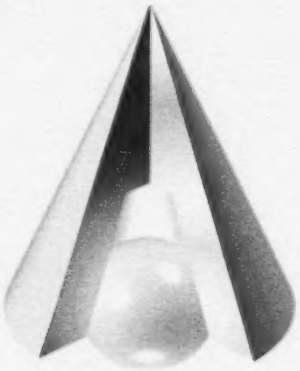
Nº 11F0019M au catalogue — Nº 391
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-660-08022-2

Direction des études analytiques : documents de recherche

Les effets de l'éducation sur le comportement d'épargne-retraite des Canadiens



par Derek Messacar

Date de diffusion : le 27 mars 2017

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à STATCAN.infostats-infostats.STATCAN@canada.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

- Service de renseignements statistiques 1-800-263-1136
- Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants 1-800-363-7629
- Télécopieur 1-514-283-9350

Programme des services de dépôt

- Service de renseignements 1-800-635-7943
- Télécopieur 1-800-565-7757

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « Contactez-nous » > « Normes de service à la clientèle ».

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, les entreprises, les administrations et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Signes conventionnels dans les tableaux

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
..	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
0	zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
0^s	valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
^{p}	provisoire
^{r}	révisé
x	confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
^{E}	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié
*	valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p<0,05$)

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2017

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'entente de licence ouverte de Statistique Canada.

Une version HTML **est aussi disponible.**

This publication is also available in English.

Les effets de l'éducation sur le comportement d'épargne-retraite des Canadiens

par

Derek Messacar

Division de l'analyse sociale et de la modélisation
Statistique Canada

11F0019M N° 391
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-660-08022-2

Mars 2017

Direction des études analytiques
Documents de recherche

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction des études analytiques, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, l'informatique statistique et la simulation. Le lecteur est invité à faire part aux auteurs de ses commentaires et suggestions.

Les documents de la série sont distribués aux établissements de recherche et aux bibliothèques spécialisées. On peut accéder gratuitement à ces documents à partir d'Internet, à l'adresse www.statcan.gc.ca.

Tout en respectant la politique, les lignes directrices et les principes généraux du *Manuel de la politique administrative du Conseil du Trésor* relatifs à l'emploi du féminin dans les écrits gouvernementaux, dans les textes qui traitent de collectivités, l'emploi du masculin générique est utilisé pour des raisons stylistiques et d'économie d'espace.

Table des matières

Résumé **5**

Sommaire **6**

1 Introduction **7**

2 Données et sélection de l'échantillon **9**

2.1 Ensembles de données 9

2.2 Sélection de l'échantillon 10

3 Analyse descriptive **11**

3.1 Scolarité et accumulation des avoirs 11

3.2 Scolarité et littératie financière 15

4 L'effet de la scolarité sur le taux d'épargne **16**

4.1 Variation exogène dans la scolarité 17

4.2 Rendement de la scolarité 19

5 L'effet de la scolarité sur le taux d'épargne **21**

5.1 Incitation à l'épargne 21

5.2 Résultats 22

6 Conclusion **28**

Bibliographie **29**

Résumé

La présente étude évalue la mesure dans laquelle l'éducation influence la façon dont les Canadiens économisent et se constituent un patrimoine pour leur retraite. À cet égard, elle apporte trois contributions. Premièrement, une analyse descriptive des différences sur les plans de l'épargne et de la valeur des logements pour l'ensemble des particuliers, selon le niveau de scolarité qu'ils ont atteint, est présentée. Cette analyse s'appuie sur de nouveaux ensembles de données qui permettent de coupler des répondants des recensements de 1991 et de 2006 à des dossiers fiscaux administratifs. Ces données fournissent une occasion unique d'observer conjointement la scolarité, l'épargne, la valeur des logements ainsi qu'une multitude d'autres facteurs pertinents. Les données montrent que l'épargne et la valeur des logements augmentent toutes deux proportionnellement au plus haut niveau de scolarité atteint. Deuxièmement, le lien de cause à effet qu'a l'achèvement des études secondaires sur le taux d'épargne dans des comptes d'épargne comportant des avantages fiscaux est estimé à l'aide des réformes de la scolarité obligatoire qui ont servi à cerner ce lien de cause à effet. L'analyse révèle que l'achèvement des études secondaires augmente le taux d'épargne-retraite de 2 à 6 points de pourcentage annuellement, même après avoir tenu compte des revenus et de nombreux autres facteurs pouvant avoir une incidence directe sur ce résultat. Troisièmement, selon une récente étude de Messacar (2015), il s'avère également que la scolarité influence la façon dont les particuliers modifient leur taux d'épargne en vue de l'optimiser, à la suite d'un changement automatique dans la constitution du patrimoine retraite. Dans l'ensemble, les particuliers dont le niveau de scolarité est plus faible épargnent moins pour leur retraite que ceux dont le niveau de scolarité est plus élevé, mais ils bénéficient d'une cotisation automatique à un régime de retraite tout en restant passifs. Quant aux particuliers dont le niveau de scolarité est plus élevé, ils réagissent aux différences en ajustant activement leurs cotisations par l'entremise de différents produits d'épargne à des coûts relativement faibles. Les répercussions des résultats de l'étude à l'égard du « paradigme de l'incitation au changement » en économie comportementale sont également abordées.

Mots clés : régimes de retraite en milieu de travail; épargne-retraite; empiétement; éducation; scolarité obligatoire; paradigme de l'incitation au changement; plan de régression coudé; variables instrumentales

Sommaire

La présente étude évalue la mesure dans laquelle l'éducation influence la façon dont les Canadiens épargnent et se constituent un patrimoine pour leur retraite à l'aide de deux nouveaux ensembles de données permettant de coupler des répondants des recensements de 1991 et de 2006 à des dossiers fiscaux administratifs.

Tout d'abord, l'analyse descriptive effectuée dans le cadre de l'étude révèle ce qui suit :

1. Parmi les groupes de particuliers établis selon le plus haut niveau de scolarité atteint — abandon des études secondaires, diplôme terminal d'études secondaires ou certificat d'une école de métier, études postsecondaires partielles et diplôme universitaire — les particuliers ayant un niveau de scolarité supérieur étaient plus susceptibles de cotiser à un compte d'épargne comportant des avantages fiscaux et d'avoir un taux d'épargne plus élevé dans ces comptes pendant le cycle de vie que ceux dont le niveau de scolarité était plus faible.

2. De la même façon, la valeur des logements à un âge donné augmente proportionnellement au niveau de scolarité atteint, et la probabilité de louer un logement diminue à mesure que le niveau de scolarité atteint augmente.

Ensuite, l'analyse descriptive est élargie grâce à l'estimation du lien de cause à effet qu'a l'éducation sur les taux d'épargne-retraite, qui a été calculée en exploitant les réformes de la scolarité obligatoire comme source exogène de variation relative à l'éducation. L'analyse démontre ce qui suit :

3. Après neutralisation des caractéristiques démographiques, du revenu, de la santé et des autres voies par lesquelles l'éducation influe indirectement sur les décisions liées à l'épargne, l'achèvement des études secondaires accroît le taux d'épargne-retraite de 2 à 6 points de pourcentage annuellement pendant le cycle de vie.

Enfin, il a été démontré que l'éducation influence la façon dont les particuliers modifient leur taux d'épargne afin de l'optimiser, en réponse à un changement automatique dans les cotisations aux régimes de retraite parrainés par l'employeur. Plus précisément, l'analyse est fondée sur une récente étude de Messacar (2015) et démontre ce qui suit :

4. Les travailleurs dont le niveau de scolarité est inférieur ne donnent pas suite à une cotisation automatique au régime de retraite de l'employeur. Pour ce groupe, une augmentation exogène des cotisations au régime de retraite en milieu de travail augmente en fait l'épargne-retraite totale.
5. En revanche, les travailleurs ayant atteint un plus haut niveau de scolarité réduisent les montants qu'ils versent dans d'autres régimes d'épargne-retraite, ce qui se traduit par une réaction d'empiétement sur la contribution automatique.

Considérés globalement, ces résultats révèlent que les particuliers ayant un niveau de scolarité moins élevé épargnent moins pour leur retraite que ceux qui ont atteint un niveau de scolarité plus élevé, mais qu'ils bénéficient d'une contribution automatique tout en demeurant passifs. Par ailleurs, les particuliers ayant atteint un plus haut niveau de scolarité ajustent leur épargne par l'entremise de différents produits d'épargne à moindre coût en réponse à une cotisation automatique. Les répercussions des résultats de cette étude à l'égard du « paradigme de l'incitation au changement » en économie comportementale sont également abordées.

1 Introduction

De nombreux ouvrages ont été publiés dans le domaine de l'économie, dans lesquels on estime le rendement de la scolarité. Des études antérieures ont révélé que le fait de poursuivre de plus longues études peut se traduire par un revenu tiré du marché du travail plus élevé, de plus faibles taux de toxicomanie, d'incarcération et d'activité criminelle, une santé et un bien-être accrus et une plus longue espérance de vie (Mensch et Kandel, 1988; Angrist et Krueger, 1991; Lochner et Moretti, 2004; Oreopoulos, 2006 et 2007; van Kippersluis, O'Donnel et van Doorslaer, 2011). Cependant, la mesure dans laquelle la scolarité influence la façon dont les gens préparent leur retraite demeure une question empirique inexplorée. Le fait de mieux comprendre l'incidence du niveau de scolarité sur les résultats relatifs à l'épargne et au patrimoine permettrait d'en savoir davantage sur le rendement à long terme de la scolarité.

La présente étude vise à combler cet écart dans la littérature en évaluant la mesure dans laquelle l'éducation influe sur la façon dont les Canadiens épargnent et se constituent un patrimoine pour leur retraite. À cette fin, de nouveaux ensembles de données qui permettent de coupler des répondants des recensements de 1991 et de 2006 à leurs dossiers fiscaux administratifs sont utilisés, ce qui offre une occasion unique d'observer simultanément la scolarité, l'épargne-retraite et la valeur déclarée des logements des particuliers ainsi que de nombreuses autres caractéristiques démographiques et personnelles et caractéristiques du revenu pertinentes.

Plus particulièrement, l'étude apporte trois contributions. Premièrement, elle présente une analyse descriptive des différences dans l'épargne et la valeur des logements pour l'ensemble des particuliers, en fonction du niveau de scolarité atteint. Les données montrent que l'épargne et la valeur des logements augmentent toutes deux proportionnellement au niveau de scolarité atteint.

Deuxièmement, afin de contrôler la possibilité que les décisions que prennent les particuliers relativement à leurs études et à leur épargne soient corrélées pour des raisons non observées, le lien de cause à effet qu'a l'achèvement des études secondaires sur les taux d'épargne dans des comptes comportant des avantages fiscaux est estimé dans un modèle quasi expérimental. Plus précisément, comme dans la littérature sur le rendement de la scolarité, les réformes historiques des lois sur la scolarité obligatoire à l'échelle des provinces sont utilisées dans un cadre de variables instrumentales (VI) comme source de variation exogène dans la scolarité, afin de définir de façon crédible cet effet (Acemoglu et Angrist, 2000; Milligan, Moretti et Oreopoulos, 2004; Oreopoulos, 2006). Les résultats montrent que dans le cas des particuliers qui ont terminé leurs études secondaires, le taux d'épargne est supérieur d'environ 2 à 6 points de pourcentage annuellement, un effet qui persiste sensiblement pendant le cycle de vie. Comme il est indiqué précédemment, cette constatation est solide lorsqu'on tient compte d'un large éventail de voies par lesquelles l'éducation peut influer indirectement sur l'épargne, y compris la composition de la famille, le revenu, le revenu permanent, la valeur des logements et la santé.

Troisièmement, l'étude cherche à déterminer si la scolarité influe sur la façon dont les particuliers réagissent à une cotisation automatique au régime de retraite (une « incitation » à l'épargne) compte tenu de leurs niveaux d'épargne dans différents comptes comportant des avantages fiscaux. Autrement dit, alors que les deux premières contributions portent sur la façon dont la scolarité influe sur les taux d'épargne initiaux, la troisième contribution vient déterminer si la scolarité influe sur la façon dont les particuliers s'adaptent afin d'optimiser leur épargne à la suite d'un changement exogène de leurs taux d'épargne initiaux. Dans une récente étude, Messacar (2015) estime qu'une contribution incitative de 1 $ versée par l'employeur dans un régime de pension agréé (RPA) empiète de 0,55 $ sur le montant cotisé par les travailleurs à un régime enregistré d'épargne-retraite (REER), chez les travailleurs qui gagnent près du salaire industriel moyen. L'étude montre également qu'il existe une importante hétérogénéité dans la façon dont les travailleurs réagissent à une contribution incitative, selon leurs antécédents d'épargne. Les

travailleurs qui utilisent des comptes comportant des avantages fiscaux compensent régulièrement ces contributions incitatives en réduisant d'autres cotisations à l'épargne, alors que les particuliers qui épargnent moins ne réagissent pas à la différence. En tenant compte de ces résultats et du fait que la scolarité a une incidence sur les taux d'épargne initiaux, l'étude vient élargir l'analyse de l'empiétement de Messacar (2015) pour déterminer si l'hétérogénéité observée peut s'expliquer par le niveau de scolarité atteint. Les réformes de la scolarité obligatoire sont encore une fois utilisées dans l'identification afin de séparer l'effet de l'apprentissage du classement. Les résultats révèlent que les travailleurs ayant atteint un niveau de scolarité plus élevé épargnent davantage dans des comptes comportant des avantages fiscaux et modifient leurs cotisations dans leurs différents comptes de manière à optimiser leur épargne en réponse à l'incitation à épargner. En revanche, ceux dont le niveau de scolarité est inférieur épargnent moins pour leur retraite et demeurent passifs devant une incitation à épargner; pour eux, la différence dans l'épargne se transpose simplement dans une plus grande accumulation des avoirs pour la retraite.

La présente étude contribue à plusieurs ouvrages connexes. En plus des études mentionnées précédemment sur le rendement de la scolarité, d'autres révèlent qu'un niveau de scolarité supérieur favorise une meilleure littératie financière, la participation au marché boursier et le rendement boursier, la diversification et le recours à des planificateurs financiers (Calvet, Campbell et Sodini, 2009; Lusardi et Mitchell, 2010; Mullock et Turcotte, 2012; Lusardi, Michaud et Mitchell ,2013). En outre, Venti et Wise (2014) montrent que l'achèvement des études secondaires a une incidence sur le choix de souscrire au programme d'assurance invalidité de la sécurité sociale (Social Security Disability Insurance) et à un régime de retraite aux États-Unis. La présente étude est la première à estimer directement l'effet de la scolarité sur les décisions relatives à l'épargne et à la constitution du patrimoine en vue de la retraite. Par ailleurs, la mesure dans laquelle les régimes de retraite parrainés par l'employeur augmentent ou répartissent l'épargne nette n'a toujours pas été déterminée. Certaines études estiment que ces régimes stimulent l'épargne (Poterba, Venti et Wise, 1994; Venti et Wise, 1996; Gelber, 2011), alors que d'autres montrent que les régimes de retraite en milieu de travail empiètent largement sur les cotisations à d'autres régimes (Engen et Gale, 1994; Gale, 1998; Veall, 2001; Benjamin, 2003). L'absence de consensus peut s'expliquer par les différences dans les données ou les modèles de recherche utilisés (Bernheim, 2002). Alors que les recherches antérieures ont établi que certains épargnants réagissent activement à une contribution incitative et que d'autres demeurent passifs (Chetty et coll., 2014; Messacar, 2015), la présente analyse est la première à conclure que la scolarité est un déterminant d'une telle hétérogénéité. Donc, le choix d'être actif ou passif s'explique, du moins en partie, par les caractéristiques du capital humain qui peuvent être modifiées par un changement dans la politique d'éducation. Cette conclusion vient étayer le paradigme de l'incitation au changement de Thaler et Sunstein (2008) en apportant une nouvelle perspective sur les mécanismes cognitifs qui sous-tendent le fonctionnement des contributions incitatives, une question qui demeure mal comprise (Bernheim, Fradkin et Popov, 2015). Les résultats vont également dans le même sens que les nouveaux ouvrages sur les décisions d'épargne prises dans un contexte de rationalité limitée, (Sethi-Iyengar, Huberman et Jiang, 2004; Choi, Laibson et Madrian, 2011; Beshears et coll., 2013).

La présente étude est structurée comme suit. La prochaine section décrit les ensembles de données et la sélection de l'échantillon utilisés dans le cadre de l'étude. Ensuite, la section 3 présente une analyse descriptive des différences dans les taux d'épargne et la valeur des logements selon le niveau de scolarité atteint. Le lien de cause à effet qu'a la scolarité sur le taux d'épargne et les ajustements de l'épargne en réponse à une contribution incitative à l'aide de l'estimateur IV sont présentés aux sections 4 et 5 respectivement. La section 6 conclut l'étude par un résumé des résultats et une brève discussion de leurs répercussions dans le domaine de l'économie comportementale.

2 Données et sélection de l'échantillon

La présente section commence par une description des ensembles de données primaires utilisés dans le cadre de l'étude. Ensuite, on présente les grandes lignes de la sélection de l'échantillon imposé aux données.

2.1 Ensembles de données

Dans le cadre de la présente étude, deux ensembles de données, qui combinent les renseignements fiscaux tirés des dossiers administratifs avec les renseignements sur la scolarité et la valeur des logements issus des réponses au recensement canadien, ont été utilisés.

Le premier ensemble de données est un appariement du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO) et du Recensement de 1991 (le fichier de données couplées du FDLMO et du Recensement de 1991). Le FDLMO est un ensemble de données administratives conçu pour fournir des renseignements sur les variations de l'emploi au Canada; il s'agit d'un échantillon aléatoire formé de 10 % de l'ensemble des travailleurs canadiens. Les données fondées sur les dossiers de l'impôt sur le revenu des particuliers sont recueillies par l'administration fiscale centrale du Canada et contiennent une mine de renseignements sur la démographie, l'emploi, le revenu, l'impôt, les allocations et l'épargne des particuliers qui y sont visés[1]. En outre, les données issues du Recensement de 1991 fournissent des renseignements sur le plus haut niveau de scolarité qu'ont atteint les répondants ainsi que des précisions sur la situation des particuliers dans le ménage, y compris la valeur des logements, la présence d'une hypothèque et le statut de propriétaire ou de locataire. Comme le Recensement de 1991 est basé sur un échantillon représentant 20 % de la population nationale, le fichier de données couplées du FDLMO et du Recensement de 1991 représente un échantillon d'environ 2 % des déclarants[2]. D'autres chercheurs ont utilisé cet ensemble de données dans leurs études, y compris Wilkins et coll. (2008), Frenette (2014*a*, 2014*b*) et Ostrovsky et Frenette (2014).

Le deuxième ensemble de données utilisé dans le cadre de cette étude est un appariement du Fichier maître des particuliers T1 (FMPT1), du Recensement de 2006 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011 (ENM) (le fichier de données couplées du FMPT1, du Recensement de 2006 et de l'ENM de 2011). Ces données fournissent pratiquement la même information que celle comprise dans les dossiers de l'impôt sur le revenu des particuliers que le fichier de données couplées du FDLMO et du Recensement de 1991, et il est encore possible d'obtenir des renseignements sur la scolarité et la situation des particuliers dans le ménage au moyen des réponses au Recensement de 2006[3]. Dans l'ensemble, les données sont fondées sur les données fiscales et les réponses d'environ 850 000 particuliers qui ont pu être appariées dans les trois fichiers. L'étude précédemment réalisée par Frank, Frenette et Morissette (2015) en est une dans laquelle ce fichier a été utilisé et qui fournit d'autres renseignements sur le processus d'appariement.

Pour mettre en œuvre cette étude, le fichier de données couplées du FDLMO et du Recensement de 1991 et le fichier de données couplées du FMPT1, du Recensement de 2006 et de l'ENM de 2011 sont superposés, au moyen seulement des variables pertinentes qui sont communes aux deux ensembles de données. Les variables suivantes provenant des dossiers

1. Dans la province de Québec, l'administration fiscale centrale est Revenu Québec, et pour l'ensemble des autres provinces et territoires, il s'agit de l'Agence du revenu du Canada.
2. La taille de l'échantillon est légèrement inférieure à 2 % (environ 1,5 %), car l'échantillon se limite aux particuliers âgés de 25 ans et plus, ce qui exclut environ 25 % de la population.
3. Pour assurer la comparabilité des réponses sur la scolarité entre le fichier de données couplées du FDLMO et du Recensement de 1991 et le fichier de données couplées du FMPT1, du Recensement de 2006 et de l'ENM de 2011, seuls les renseignements recueillis dans le cadre du Recensement de 2006 provenant de ce dernier fichier sont utilisés.

administratifs sont utilisées : l'âge, le sexe, l'état matrimonial, le revenu du travail, les cotisations syndicales, le revenu total, les crédits d'impôt pour personnes handicapées, les cotisations aux REER, les retraits de REER et les cotisations aux RPA[4]. Les variables suivantes issues du recensement sont également utilisées : la province de naissance, le plus haut niveau de scolarité atteint, la valeur des logements, la présence d'une hypothèque et le statut de locataire. Les données administratives sont longitudinales, couvrant les années 1991 à 2010, alors que les données du recensement correspondent aux données transversales des années 1991 et 2006. D'autres variables sur les lois relatives à la scolarité obligatoire et les facteurs institutionnels connexes ont été puisées dans les travaux d'Oreopoulos (2006) et sont décrites plus en détail ci-dessous.

2.2 Sélection de l'échantillon

Les restrictions suivantes sont imposées à l'échantillon. Premièrement, l'analyse se limite aux particuliers âgés de 20 à 59 ans, de manière à cibler leur comportement en matière d'épargne pendant le cycle de vie avant la retraite (ce n'est qu'à l'âge de 60 ans que les particuliers peuvent commencer à recevoir des prestations du Régime de pensions du Canada [RPC] ou du Régime de rentes du Québec [RRQ]). Deuxièmement, les particuliers doivent être nés dans une province canadienne, d'après leur réponse au recensement, ce qui signifie que les particuliers nés dans un territoire ainsi que les immigrants sont exclus. Cette restriction est nécessaire pour établir une correspondance entre les particuliers et les lois sur la scolarité obligatoire qu'ils ont fort probablement dû respecter alors qu'ils étaient aux études dans leur province de naissance; cette méthodologie est également utilisée dans l'ensemble des ouvrages précités. Troisièmement, les particuliers doivent avoir un revenu du travail positif, étant donné que l'admissibilité aux REER et le facteur d'équivalence sont conditionnels à un tel revenu. Comme le FDLMO est un échantillon représentatif des travailleurs et que l'analyse est centrée sur les particuliers qui n'ont pas encore atteint l'âge de la retraite, il a été observé que plus de 95 % de l'échantillon a gagné un revenu du travail au moins une fois.

Le tableau 1 présente les statistiques sommaires de cet échantillon. En moyenne, les particuliers sont âgés de 41,6 ans et comprennent des hommes et des femmes dans une proportion presque égale; 65,6 % sont mariés ou conjoints de fait. Dans l'échantillon, 66,4 % des particuliers tirent un revenu d'au moins une source autre que le travail et 0,4 % bénéficient d'un crédit d'impôt pour personnes handicapées. Les moyennes de revenus du travail et de revenus provenant d'autres sources sont de 49 200 $ et de 9 150 $ respectivement, dans la mesure où ces valeurs sont positives. Pour calculer les « autres revenus », le revenu du travail est soustrait du revenu total.

4. La variable du facteur d'équivalence (FE) est utilisée comme une approximation des cotisations à un RPA. Le FE est une mesure de l'épargne dans les comptes parrainés par l'employeur, lesquels comprennent les cotisations à un RPA, les régimes de participation différée aux bénéfices et certains comptes non enregistrés, bien que les deux derniers types de comptes soient relativement rares. Pour en savoir davantage, consulter Morissette et Ostrovsky (2006).

Tableau 1
Statistiques sommaires de l'échantillon

Statistiques	Moyenne	Centiles 25e	50e	75e
		années		
Données démographiques				
Âge	41,6	34,0	43,0	50,0
		pourcentage		
Femmes	49,5	...	...	...
Hommes	50,5	...	...	...
Marié ou conjoint de fait	65,6	...	...	...
Emploi et revenu				
A un revenu du travail	100,0	...	...	...
A un autre revenu	66,4	...	...	...
Autres caractéristiques				
Reçoit une allocation d'invalidité	0,4	...	...	...
		dollars constants de 2010		
Revenu conditionnel				
Revenu du travail	49 200	20 100	41 550	65 950
Autre revenu	9 150	550	2 550	8 550

... n'ayant pas lieu de figurer

Notes : On entend par « autres revenus » le revenu total moins le revenu du travail. Les valeurs en dollars conditionnelles pour le revenu du travail et les autres revenus renvoient aux valeurs en supposant qu'elles sont strictement positives.
Sources : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, Recensement de 1991 et Fichier maître des particuliers T1, Recensement de 2006, Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

3 Analyse descriptive

La présente section commence par une évaluation des liens entre le niveau de scolarité atteint et les différentes mesures de l'épargne et de l'accumulation des avoirs. Ensuite, pour compléter le reste de l'analyse, le lien entre la scolarité et la littératie financière est étudié à l'aide de données provenant de l'Enquête canadienne sur les capacités financières de 2009 (ECCF).

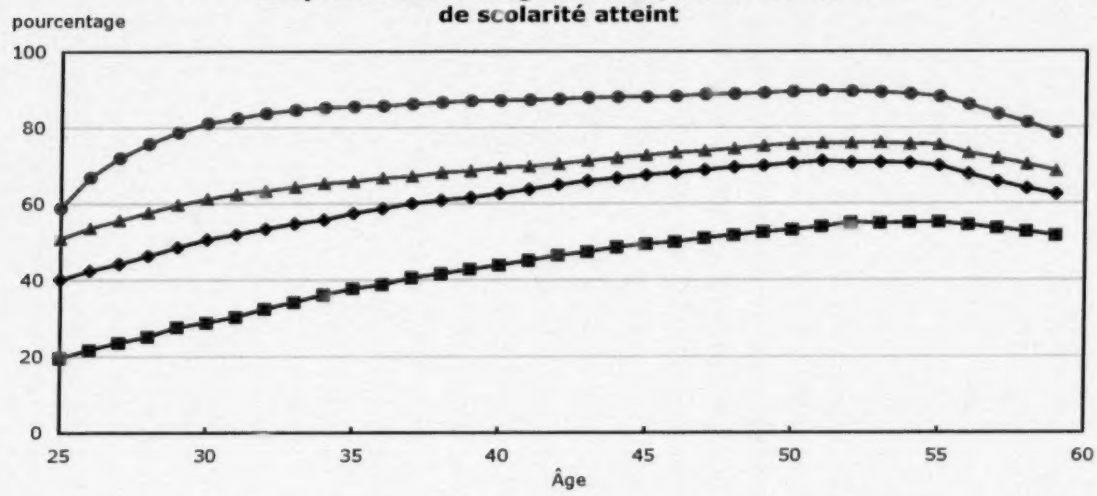
3.1 Scolarité et accumulation des avoirs

Dans le graphique 1, le volet A montre d'abord la fréquence de la cotisation à un RPA ou à un REER à des âges différents. Les particuliers qui possèdent un diplôme terminal d'études secondaires ou un certificat d'une école de métier sont regroupés, car leurs habitudes d'épargne sont semblables[5]. Les résultats indiquent que les particuliers ayant déclaré un plus haut niveau de scolarité sont plus susceptibles d'avoir épargné dans des comptes comportant des avantages fiscaux que les particuliers ayant atteint un niveau de scolarité moindre. Il est probable que ces résultats soient tributaires de nombreux facteurs. Par exemple, le fait d'avoir un niveau de scolarité plus élevé peut accroître le revenu permanent et influer sur le type d'emploi occupé (y compris la couverture des régimes de retraite en milieu de travail), la santé, les caractéristiques familiales et l'espérance de vie. Tous ces facteurs ont une incidence sur la demande de produits d'épargne.

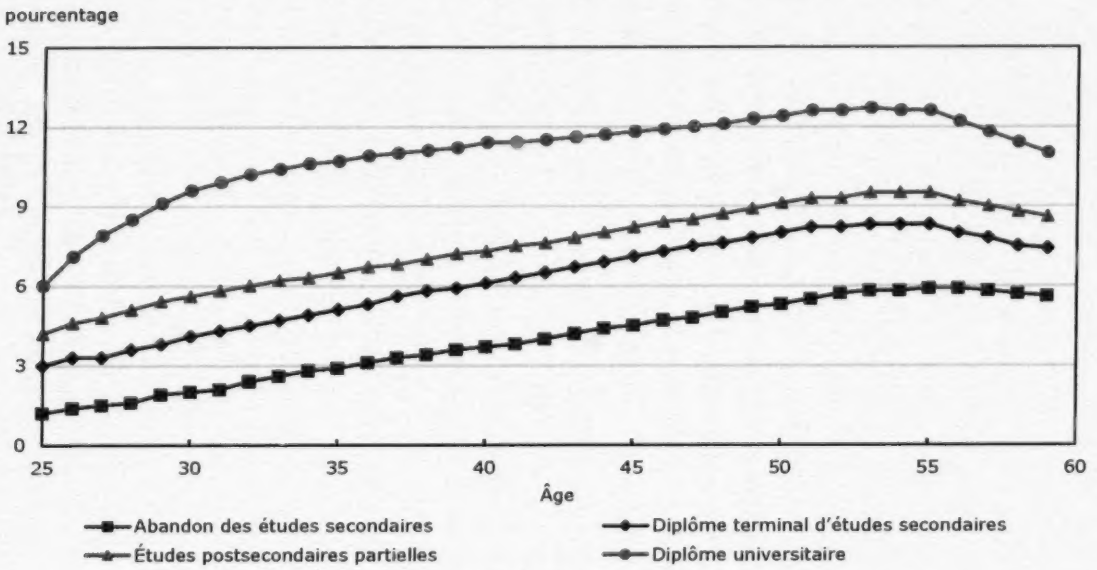
5. Selon Frenette (2014b), les particuliers titulaires d'un diplôme terminal d'études secondaires sont définis comme ceux ayant obtenu un diplôme d'études secondaires, mais n'ayant pas fait d'études postsecondaires en date du Recensement de 1991 ou du Recensement de 2006.

Graphique 1
Utilisation de comptes d'épargne comportant des avantages fiscaux pendant le cycle de vie, selon le niveau de scolarité atteint

Volet A — Fréquence de la cotisation à un compte d'épargne comptant des avantages fiscaux, selon le niveau de scolarité atteint



Volet B — Taux d'épargne nets dans un compte d'épargne comptant des avantages fiscaux, selon le niveau de scolarité atteint



Notes : Le volet A montre la probabilité de cotisation à un compte épargne comportant des avantages fiscaux (Régime de pension agréé [RPA] ou Régime enregistré d'épargne-retraite [REER]) à un âge donné, de 25 à 59 ans, pour différents groupes selon le niveau de scolarité atteint. Le volet B montre les taux d'épargne nets pour chaque groupe. Le taux d'épargne net est calculé comme suit : les cotisations à un REER moins les retraits, et à ce nombre sont ajoutées les cotisations à un RPA pendant l'année. Selon M. Frenette (2014*b, The Long-term Labour Market Premiums Associated with a Terminal High School Diploma*), les particuliers titulaires d'un diplôme terminal d'études secondaires sont définis comme ceux ayant obtenu un diplôme d'études secondaires mais n'ayant pas fait d'études postsecondaires lors du Recensement de 1991 ou du Recensement de 2006.
Sources : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, Recensement de 1991 et Fichier maître des particuliers T1, Recensement de 2006, Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

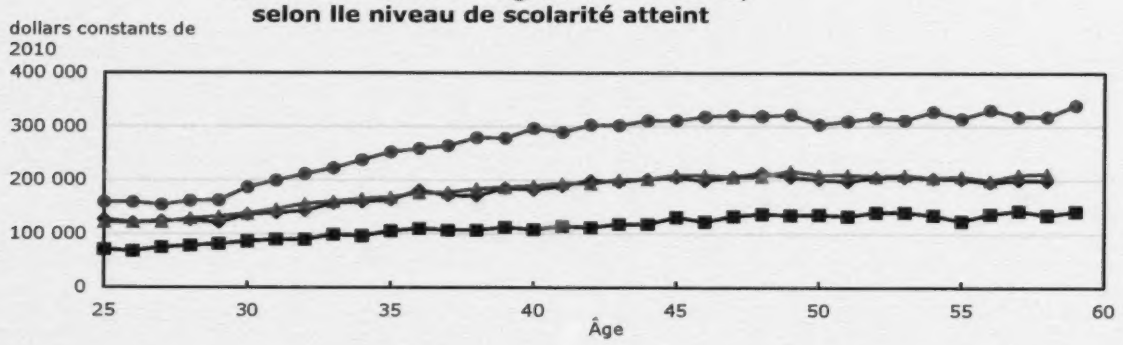
De la même façon, le volet B du graphique 1 montre que les taux d'épargne dans des comptes comportant des avantages fiscaux augmentent également selon le niveau de scolarité atteint. S'appuyant sur le fait que l'admissibilité aux RPA et aux REER est conditionnelle au revenu du travail, le taux d'épargne est calculé ici en tant que cotisations nettes aux RPA et aux REER (c.-à-d. les cotisations moins les retraits) par rapport au revenu du travail[6]. Cette définition est également utilisée dans des études connexes, comme celle de Chetty et coll. (2014). La conclusion selon laquelle un niveau de scolarité supérieur se traduit par des taux d'épargne plus élevés, même à un plus jeune âge, conjuguée au fait que cette incidence semble persister sensiblement pendant le cycle de vie, laisse entendre qu'il existe un important rendement cumulatif de la scolarité sur l'état de préparation à la retraite, conformément à ce qu'ont révélé les recherches précédentes (Venti et Wise, 2014).

Afin de nous permettre d'examiner les effets de la scolarité sur les autres formes de constitution du patrimoine, le volet A du graphique 2 trace la valeur moyenne des logements des particuliers en 1991 et en 2006 (exprimée en dollars constants de 2010) à des âges différents. Fait à noter, la valeur des logements est une mesure du prix demandé pour une maison dans le cas des résidences occupées par le propriétaire, et elle ne correspond pas aux soldes d'hypothèques nets impayés; cette variable n'est donc pas une mesure directe de la richesse immobilière nette actuelle. Les résultats montrent que la valeur des logements augmente pendant le cycle de vie, surtout vers l'âge de 30 à 40 ans, et que la hausse de ces valeurs suit le niveau de scolarité atteint. Le volet B montre que la probabilité d'avoir une hypothèque, en supposant que la valeur du logement est strictement positive, augmente selon le niveau de scolarité atteint, mais que cet effet est probablement causé par le choix de devenir propriétaire d'une résidence. Il a été observé que la probabilité d'être locataire diminue à mesure que le niveau de scolarité atteint augmente, comme il est illustré dans le volet C.

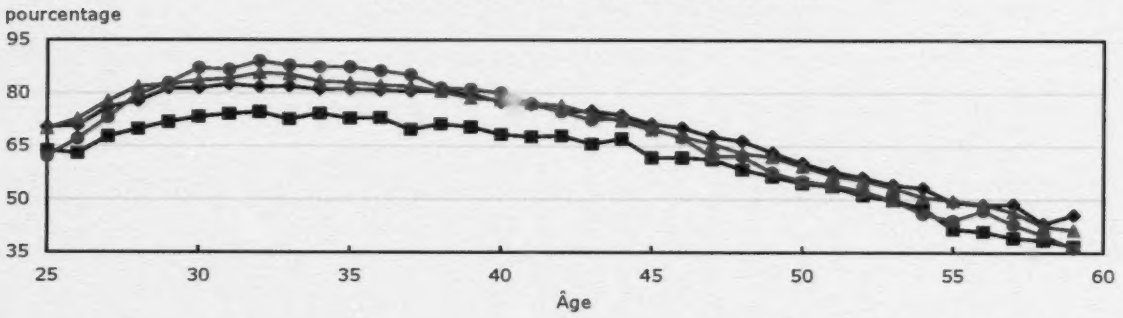
6. Comme le taux d'épargne est une variable construite, on attribue à cette mesure une valeur plancher de 0 et une valeur plafond de 18 % du revenu du travail, afin de tenir compte des erreurs de calcul ou des valeurs extrêmes. Cette borne supérieure a été choisie parce que les limites de cotisation annuelle maximale des particuliers à un RPA et à un REER sont fondées sur une valeur correspondant à 18 % du revenu du travail. En réalité, les particuliers peuvent cotiser au-delà de ce seuil au cours d'une année donnée, étant donné que le montant de cotisation non utilisé dans une année est reporté à l'année suivante indéfiniment. Cependant, aux fins de la présente étude, laquelle est axée sur l'épargne-retraite moyenne pendant le cycle de vie, cette borne supérieure représente un seuil raisonnable. En outre, la répartition réelle des taux d'épargne avant l'attribution d'une valeur plafond présente une réaction massive au seuil de 18 % du revenu du travail (non illustré).

Graphique 2
Accumulation de la valeur nette du logement pendant le cycle de vie, selon le niveau de scolarité atteint

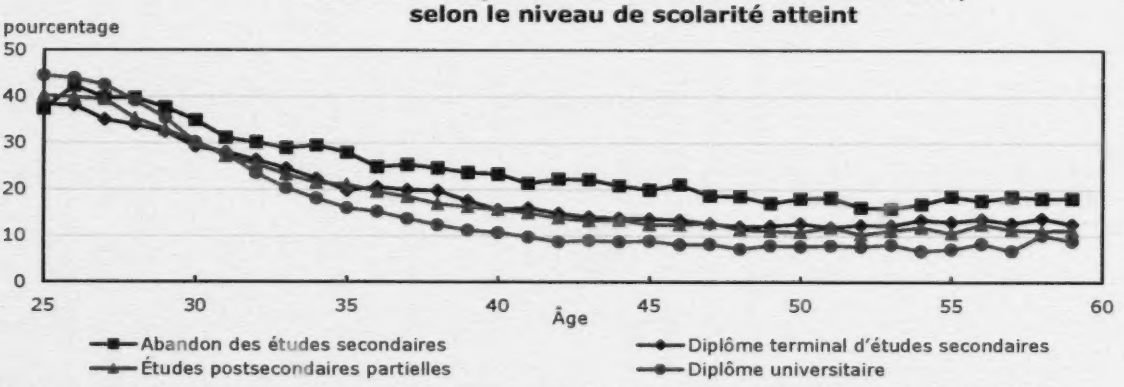
Volet A — Valeur des logements déclarée, selon lle niveau de scolarité atteint



Volet B — Probabilité conditionnelle d'avoir une hypothèque, selon le niveau de scolarité atteint



Volet C — Fréquence de la location d'une résidence, selon le niveau de scolarité atteint



Notes : Le volet A montre la valeur moyenne du logement déclarée dans les recensements de 1991 et de 2006 à un âge donné, de 25 à 59 ans, pour plusieurs groupes, selon le niveau de scolarité atteint. Le volet B montre la probabilité d'avoir une hypothèque, en supposant que la valeur nette du logement est strictement positive, pour chaque groupe. Le volet C montre la fréquence de la location d'une résidence pour chaque groupe. Selon M. Frenette (2014*b*, *The Long-term Labour Market Premiums Associated with a Terminal High School Diploma*), les particuliers titulaires d'un diplôme terminal d'études secondaires sont définis comme ceux ayant obtenu un diplôme d'études secondaires mais n'ayant pas fait d'études postsecondaires lors du Recensement de 1991 ou du Recensement de 2006.
Sources : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, Recensement de 1991 et Fichier maître des particuliers T1, Recensement de 2006, Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

3.2 Scolarité et littératie financière

Bien que de nombreux facteurs contribuent à ces différences observées entre les groupes, il s'avère utile d'examiner si la littératie financière, soit une compréhension des notions financières, joue un rôle. À cette fin, les données de l'ECCF de 2009 sont utilisées pour déterminer comment la littératie financière varie selon le niveau de scolarité atteint. Dans le cadre de cette enquête, les répondants ont dû répondre à plusieurs questions visant à mesurer leur connaissance de sujets clés dans le domaine de la finance, y compris l'influence de l'inflation sur la valeur future de l'épargne, le type de mesures fiscales s'appliquant aux divers types d'épargne et les risques relatifs liés aux différents produits d'épargne. Dans l'ensemble, les répondants ont répondu à 14 questions sur ces sujets et autres points connexes, et les réponses ont été utilisées pour établir une échelle de notation globale de la littératie financière selon le pourcentage de bonnes réponses. Les questions de l'enquête, les bonnes réponses et la répartition des notes des répondants font l'objet d'une description plus détaillée dans Mullock et Turcotte (2012). D'autres études ont utilisé ces données pour évaluer la littératie ou la santé financière, dont celles de Schellenberg et Ostrovsky (2010), de Keown (2011), de LaRochelle-Côté (2011) et de Luong (2011).

Le graphique 3 illustre la façon dont la littératie financière des particuliers varie selon le niveau de scolarité atteint. Plus particulièrement, les particuliers ayant un niveau de scolarité plus élevé obtiennent une note supérieure pour l'ensemble des mesures à ceux dont le niveau de scolarité est plus faible. Pour examiner la mesure dans laquelle ces différences s'expliquent par d'autres facteurs observés, le modèle statistique suivant est estimé :

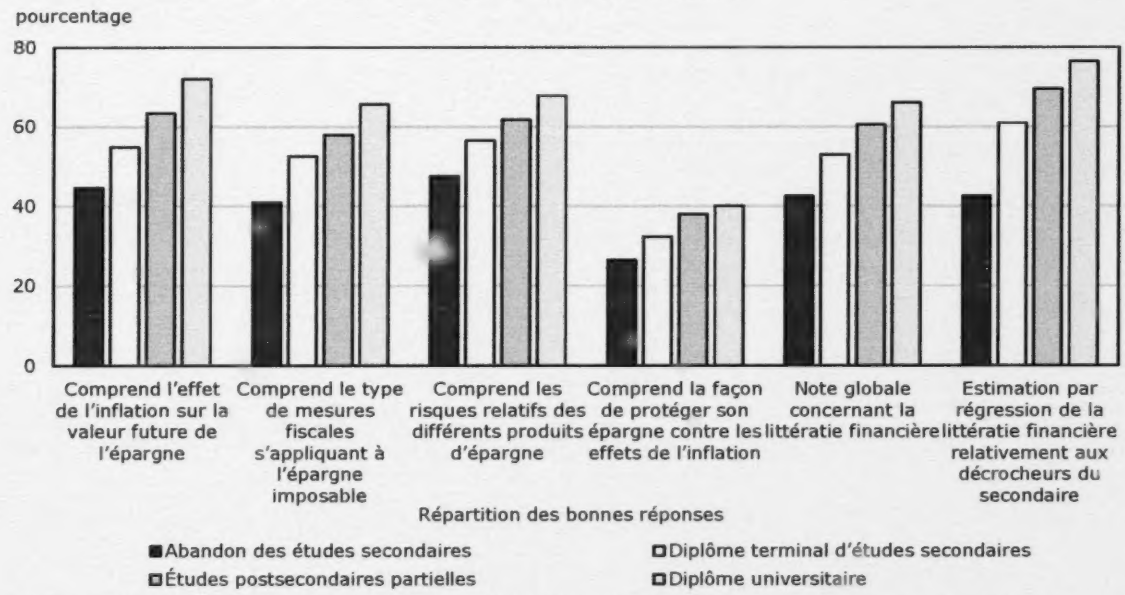
$$Literacy_i = \alpha + \beta HSGrad_i + \gamma SomePSE_i + \delta UnivGrad_i + X_i'\zeta + \epsilon_i. \quad (1)$$

La variable dépendante de l'équation (1), $Literacy_i$, correspond à la note globale du particulier i pour la littératie financière, selon la définition mentionnée précédemment. La variable $HSGrad_i$ indique si le répondant est titulaire d'un diplôme terminal d'études secondaires, et prend la valeur « 1 » si le plus haut niveau de scolarité atteint déclaré est le secondaire, et « 0 » dans les autres cas. De même, $SomePSE_i$ et $UnivGrad_i$ indiquent si le plus haut niveau de scolarité qu'a atteint le particulier correspond à des études postsecondaires partielles ou à un grade universitaire, respectivement[7]. Par conséquent, β permet de saisir l'écart moyen dans la littératie financière entre un diplômé de l'école secondaire et le groupe de référence, soit les décrocheurs du secondaire, après un contrôle linéaire du vecteur d'autres facteurs X_i qui varient d'un particulier à l'autre et qui pourraient également influer sur la mesure du résultat. Ces variables sont les suivantes : l'âge, le sexe et l'état matrimonial du répondant; l'utilisation d'une carte de crédit par la famille du répondant et le recours à un budget; le mode d'occupation du logement; les années qui restent avant le remboursement de l'hypothèque; l'état de préparation du répondant pour sa retraite; la valeur des actifs financiers et des dettes; les revenus personnels et les revenus du ménage du répondant. Les écarts équivalents pour la réalisation d'études

7. Les recensements de 1991 et de 2006 du Canada classent le niveau de scolarité selon une méthode axée sur le marché du travail. Par exemple, les particuliers qui n'ont pas de diplôme d'études secondaires, mais qui ont poursuivi leurs études dans le cadre d'une formation professionnelle sont considérés comme ayant des études postsecondaires partielles – un niveau de scolarité supérieur à celui atteint par les particuliers qui sont titulaires d'un diplôme terminal d'études secondaires — du fait que la formation professionnelle est une qualification obtenue principalement pour l'emploi, contrairement au diplôme d'études secondaires. Il n'est pas possible de déterminer, à partir des réponses fournies dans le cadre du recensement, si les particuliers ont terminé leurs études secondaires avant d'entamer des études postsecondaires. Il s'agit d'une question importante, et ce, pour la raison suivante : dans les sections 4 et 5 du présent document, les particuliers sont classés selon qu'ils ont fait au moins des études secondaires ou non, ce qui est déterminé au moyen du classement axé sur le marché du travail. Certains particuliers qui ont « au moins » fait des études secondaires pourraient ne pas avoir obtenu de diplôme d'études secondaires s'ils ont décidé de poursuivre des études postsecondaires partielles.

postsecondaires partielles et l'obtention d'un grade universitaire par rapport au groupe de référence sont γ et δ, respectivement. La variable ϵ_i saisit le résidu statistique du modèle.

Graphique 3
Littératie financière, selon le niveau de scolarité atteint



Notes : Ce graphique montre la répartition des bonnes réponses aux différentes questions sur les connaissances financières qui ont été posées aux répondants de l'Enquête canadienne sur les capacités financières de 2009. Au total, 14 questions ont été posées. Les détails relatifs à ces questions sont examinés par K. Mullock et J. Turcotte, 2012, dans *Financial Literacy and Retirement Saving*. Les mesures de la compréhension qu'ont les particuliers des effets de l'inflation, du type de mesures fiscales s'appliquant à l'épargne imposable, des risques relatifs des produits d'épargne et des façons de se protéger contre les effets de l'inflation sont fondées sur les réponses aux questions 1, 6, 8 et 9 de la composante sur les connaissances financières de cette enquête, respectivement. Les connaissances financières générales correspondent au pourcentage de bonnes réponses à l'ensemble des 14 questions. Les estimations par régression des effets de la scolarité sont normalisées par rapport à la note réelle pour les connaissances financières générales des décrocheurs du secondaire. Selon M. Frenette ,2014*b, The Long-term Labour Market Premiums Associated with a Terminal High School Diploma*, les particuliers détenant un diplôme terminal d'études secondaires sont définis comme ceux ayant obtenu un diplôme d'études secondaires mais n'ayant pas fait d'études postsecondaires lors du Recensement de 1999 ou du Recensement de 2006.
Source : Statistique Canada, Enquête canadienne sur les capacités financières de 2009.

Les résultats de cette régression sont présentés dans le dernier groupe du graphique 3, où chaque estimation des coefficients est normalisée en fonction de la note globale pour la littératie financière des décrocheurs du secondaire. Il importe toutefois de souligner que les gains découlant de la scolarité ayant été observés ne sont pas absorbés par un contrôle linéaire du large éventail de caractéristiques personnelles et familiales qui devraient influer sur la littératie financière.

4 L'effet de la scolarité sur le taux d'épargne

La section qui suit présente une estimation de l'effet de l'obligation qu'ont les particuliers de terminer leurs études secondaires sur leur taux d'épargne dans des comptes comportant des avantages fiscaux pendant le cycle de vie. Selon Oreopoulos (2006, 2007) et les ouvrages connexes mentionnés précédemment sur le rendement de la scolarité, les réformes historiques des lois sur la scolarité obligatoire dans les provinces sont utilisées comme source de variation exogène dans les niveaux de scolarité atteints afin d'identifier cet effet, suivant un cadre de VI.

4.1 Variation exogène dans la scolarité

L'effet des lois sur la scolarité obligatoire sur la probabilité que les études secondaires soient terminées est estimé selon le modèle statistique suivant[8] :

$$CompletedHS_{icp} = \eta + CS'_{cp}\theta + I'_{cp}\kappa + \overline{Z}_{icp}\lambda + \sum_p \xi^p \left\{1\left(P_{ipc} = p\right) \times c\right\} + \mu_{icp}. \quad (2)$$

Dans l'équation (2), la variable dépendante $CompletedHS_{icp}$ indique si un particulier i d'une cohorte c (par année de naissance) et né dans la province p a au moins fait des études secondaires (voir la note en bas de page 7 pour consulter l'explication de cette classification). La fonction $1(.)$ est un indicateur qui renvoie la valeur « 1 » si son argument est vrai, et la valeur « 0 » dans les autres cas. Par conséquent, d'après la note déterminée à la section 3, la variable dépendante est calculée comme suit :

$$CompletedHS_{icp} \equiv 1\left(HSGrad_{icp} = 1 \text{ ou } SomePSE_{icp} = 1 \text{ ou } UnivGrad_{icp} = 1\right). \quad (3)$$

Les variables du côté droit de l'équation (2) sont définies comme suit : Premièrement, CS_{cp} reflète les lois sur la scolarité obligatoire qui étaient en vigueur dans la province p pour la cohorte c. Cette mesure comprend à la fois l'âge légal d'entrée à l'école primaire et l'âge légal d'abandon des études secondaires[9] [10]. Deuxièmement, I_{cp} est un vecteur d'autres facteurs institutionnels qui varie selon les cohortes et les provinces, pouvant expliquer les différences dans les taux d'achèvement des études secondaires, à savoir si des exemptions ont été autorisées, de même que les dépenses des conseils ou commissions scolaires des provinces[11]. Troisièmement, Z_{icp} est un vecteur de covariables individuelles, qui comprend ce qui suit : un polynôme cubique pour l'âge; le sexe, l'état matrimonial et la province de résidence; les cotisations syndicales, le revenu du travail et les autres revenus; les crédits d'impôt pour personnes handicapées; le secteur d'emploi et la valeur des logements. Les variables du recensement, à savoir la scolarité et la valeur des logements, ne sont accessibles que de manière transversale, alors que les données administratives sont longitudinales, couvrant la période de 1991 à 2010. Pour combiner ces deux sources de données afin d'estimer l'équation (2), la valeur $\overline{Z}_{icp}$ est établie à l'aide de la province de résidence et du secteur d'emploi des particuliers correspondant à l'année au cours de laquelle cette information apparaît dans le recensement. Les autres variables (sauf le sexe, qui ne varie pas dans le temps) sont les moyennes de Z_{icp} pour chaque particulier, pour l'ensemble des années visées par l'étude, ajustées selon l'inflation, le cas échéant. Quatrièmement, la variable P_{icp} indique la province de naissance du particulier; la variable ξ^p estime une tendance linéaire de la cohorte propre à la province p afin de tenir compte des facteurs non observés dans les

8. Cette analyse est axée sur l'achèvement des études secondaires comme résultat d'intérêt, parce que les réformes relatives à la scolarité obligatoire sont contraignantes pour les niveaux de scolarité inférieurs. Bien que des études antérieures aient estimé l'effet de l'obligation sur le nombre total d'années passées à l'école, cette variable ne figure pas dans les recensements de 1991 et de 2006.
9. Comme dans la plupart des ouvrages précités, les particuliers sont appariés à l'âge d'entrée en vigueur dans leur province de naissance alors qu'ils avaient 6 ans, et à l'âge d'abandon en vigueur lorsqu'ils avaient 14 ans.
10. D'après les critères de sélection de l'échantillon énoncés à la section 2, la présente analyse exploite efficacement la variation dans les âges d'entrée de 1938 à 1992 et la variation dans les âges d'abandon de 1946 à 2000. La plupart des études antérieures mentionnées ci-dessus portant sur le rendement de la scolarité exploitent un plus large éventail de réformes; toutefois, pour procéder ainsi dans notre étude, il faudrait un fichier d'appariement des dossiers administratifs et d'un recensement antérieur, et ce fichier n'est pas offert.
11. Pour obtenir plus de renseignements sur la scolarité obligatoire ou les variables d'exemption, voir Oreopoulos (2006). Les données sur les dépenses scolaires proviennent du tableau CANSIM 478-0012 (Statistique Canada, s.d.) et sont exprimées ici en milliers de dollars constants de 2010.

provinces pouvant changer au fil du temps et avoir une incidence sur les taux d'achèvement des études secondaires (Stephens et Yang, 2014). Cinquièmement, le terme μ_{icp} est un résidu statistique qui comprend les effets fixes de la cohorte et de la province de naissance[12].

Les résultats de l'équation (2) sont présentés dans le tableau 2. Plus particulièrement, trois méthodes différentes permettant de tenir compte des lois sur la scolarité obligatoire sont utilisées. La première méthode consiste à estimer la mesure dans laquelle l'application à chaque particulier d'un vecteur d'indicateurs pour les âges d'entrée et d'abandon influe sur l'achèvement des études secondaires. La deuxième méthode consiste à estimer les effets directs moyens d'un changement d'un an dans les âges d'entrée et d'abandon sur l'achèvement des études secondaires. La troisième méthode définit le nombre minimal d'années d'études obligatoires en tant que différence entre les âges d'entrée et d'abandon et consiste à estimer la mesure dans laquelle un changement dans le nombre d'années d'études obligatoires influe sur l'achèvement des études secondaires. Dans le premier des deux cas, l'analyse révèle que la diminution de l'âge d'entrée et l'augmentation de l'âge d'abandon se traduisent toutes deux par une probabilité accrue d'obtenir un diplôme d'études secondaires. Selon la troisième méthode, le fait d'obliger les particuliers à poursuivre leurs études pendant une année supplémentaire vient augmenter leur probabilité d'obtenir un diplôme d'environ 1 point de pourcentage. Bien que l'ampleur de cet effet soit plus modeste que les estimations faites dans les études connexes, l'estimateur ponctuel est significatif sur le plan statistique et important sur le plan économique. Étant donné les critères de sélection de l'échantillon utilisés dans le cadre de cette étude et la méthode axée sur le marché du travail employée pour classer les niveaux de scolarité atteints (voir la note en bas de page 7), environ 82,5 % des particuliers de l'échantillon ont terminé leurs études secondaire; par conséquent, une année de scolarité obligatoire supplémentaire réduit le taux d'inachèvement de 5,7 %. Comme le montre le tableau 2, ce résultat est solide lorsque l'on tient compte du large éventail de covariables propres aux particuliers; par conséquent, CS_{cp} est un instrument exclu plausible pour estimer la mesure dans laquelle la scolarité influe sur le comportement lié à l'épargne pendant le cycle de vie.

12. La variable de l'âge est présentée séparément des effets fixes de la cohorte et de l'année de l'enquête parce que des particuliers différents d'une même cohorte sont observés à des fréquences différentes dans les données longitudinales. Il est important de contrôler l'âge moyen des particuliers dans l'échantillon pour analyser le comportement lié à l'épargne.

Tableau 2
Effets de premier degré de la scolarité obligatoire sur l'achèvement des études secondaires

Type de contrôles de la scolarité obligatoire dans l'estimateur	Effets fixes de l'âge d'entrée et de l'âge d'abandon	Effets fixes de l'âge d'entrée et de l'âge d'abandon	Effet du nombre total d'années de scolarité obligatoire	Effet du nombre total d'années de scolarité obligatoire (tous les contrôles)
		estimation des coefficients		
Effets fixes				
Âge d'entrée = 7	0,010	...	...	...
Âge d'entrée = 8	-0,029 ***	...	...	...
Âge d'abandon = 15	0,003	...	...	...
Âge d'abandon = 16	0,013 *	...	...	...
Âge d'abandon = 18	0,028 **	...	...	...
Effets linéaires				
Âge d'entrée	...	-0,013 ***	...	...
Âge d'abandon	...	0,008 **	...	...
Effet combiné				
Années de scolarité obligatoire	...	...	0,010 ***	0,010 ***
Autres contrôles				
Effets fixes de l'âge	oui	oui	oui	oui
Effets fixes de la cohorte	oui	oui	oui	oui
Effets fixes de la province de naissance	oui	oui	oui	oui
Province de naissance, tendances dans la cohorte	oui	oui	oui	oui
Covariables institutionnelles	oui	oui	oui	oui
Covariables individuelles	non	non	non	oui
Contrôles du revenu du travail	non	non	non	oui
Revenu du travail, fonction spline à 10 éléments	non	non	non	oui
		estimations		
Statistiques				
Valeur « R » au carré	0,042	0,041	0,041	0,118
Test F des instruments exclus	11,080 ***	15,180 ***	26,730 ***	26,540 ***
		nombre		
Observations	477 813	477 813	477 813	473 608

... n'ayant pas lieu de figurer
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)
*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)

Notes : La première colonne montre les effets estimés de la scolarité obligatoire sur la fréquence de l'achèvement des études secondaires au moyen de moindres carrés, en tenant compte de l'obligation au moyen d'un vecteur d'effets fixes pour les âges d'entrée et d'abandon. La deuxième colonne estime les effets moyens linéaires qu'ont les changements unitaires dans les âges d'entrée et d'abandon sur l'achèvement. Les troisième et quatrième colonnes estiment l'effet moyen d'un changement unitaire du nombre minimal d'années de scolarité obligatoire sur l'achèvement des études. On entend par « années de scolarité obligatoire » la différence entre les âges d'entrée et d'abandon. Les données sur la scolarité obligatoire sont tirées de l'ouvrage de P. Oreopoulos, 2006, intitulé « The compelling effects of compulsory schooling: Evidence from Canada ». Les covariables institutionnelles comprennent un indicateur de l'autorisation ou du refus d'exemptions ainsi que des dépenses des conseils et commissions scolaires des provinces. Les contrôles du revenu du travail sont la valeur moyenne du revenu du travail pour chaque particulier visé par l'étude pendant toutes les années couvertes ainsi que les écarts dans les revenus du travail observés pour chaque particulier au fil du temps. Le test F des instruments exclus montre l'importance conjointe des variables relatives à l'âge d'entrée et à l'âge d'abandon ainsi qu'aux années de scolarité obligatoire pour l'achèvement des études secondaires, en supposant que toutes les autres variables sont incluses dans le modèle.
Sources : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, Recensement de 1991 et Fichier maître des particuliers T1, Recensement de 2006, Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

4.2 Rendement de la scolarité

L'effet qu'a l'achèvement des études secondaires sur le taux d'épargne des particuliers dans des comptes comportant des avantages fiscaux est estimé selon le modèle statistique suivant :

$$\overline{sr}_{icp} = \iota + \pi CompletedHS_{icp} + I'_{cp}\chi + \overline{Z}_{icp}\omega + \sum_p \psi^p \left\{1\left(P_{ipc} = p\right) \times c\right\} + \nu_{icp}. \qquad (4)$$

Dans ce cas, la variable dépendante est le taux d'épargne du particulier (moyenne pour l'ensemble des années observées), selon la définition présentée à la section 3. Les équations (2) et (4) sont estimées selon un cadre de doubles moindres carrés (DMC).

Les résultats de la deuxième étape de l'estimateur de DMC sont présentés dans le tableau 3. Plus particulièrement, l'achèvement des études secondaires a un effet significatif et robuste sur les taux d'épargne, même après avoir tenu compte d'un large éventail de voies, dont l'emploi, le revenu, la santé et le revenu permanent, par lesquelles la scolarité peut influer indirectement sur ce comportement[13]. La spécification de modèle privilégiée (la quatrième colonne, qui contrôle le plus grand ensemble de covariables) indique que l'achèvement des études secondaires augmente les taux d'épargne des particuliers de 6,4 points de pourcentage en moyenne. Il est important de souligner que, bien que l'estimation des moindres carrés (MC) prévoie que l'achèvement des études secondaires augmente les taux d'épargne de seulement 2,1 points de pourcentage en moyenne, l'estimateur de VI est moins précis que les MC. La borne inférieure de l'intervalle de confiance de 95 % pour la régression VI privilégiée est de 1,3. Par conséquent, l'achèvement des études secondaires semble faire augmenter les taux d'épargne-retraite d'environ 2 à 6 points de pourcentage, ce qui est conforme à l'inspection graphique du graphique 1.

Tableau 3
Effets de deuxième degré du niveau de scolarité atteint sur les taux d'épargne

	Variables instrumentales				Moindres carrés
	estimation des coefficients				
Estimateur					
A terminé ses études secondaires	0,093 **	0,073 **	0,074 **	0,064 *	0,021 ***
Autres contrôles					
Effets fixes de l'âge	oui	oui	oui	oui	oui
Effets fixes de la cohorte	oui	oui	oui	oui	oui
Effets fixes de la province de naissance	oui	oui	oui	oui	oui
Province de naissance, tendances dans la cohorte	oui	oui	oui	oui	oui
Covariables institutionnelles	oui	oui	oui	oui	oui
Covariables individuelles	non	oui	oui	oui	oui
Contrôles du revenu du travail	non	non	oui	oui	oui
Revenu du travail, fonction spline à 10 éléments	non	non	non	oui	oui
			estimations		
Statistiques					
Valeur « R » au carré	0,052	0,285	0,293	0,345	0,412
Test F des instruments exclus	26,730 ***	30,280 ***	27,720 ***	26,540 ***	...
			nombre		
Observations	477 813	477 475	473 608	473 608	473 608

... n'ayant pas lieu de figurer
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)
*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)
Notes : La première des quatre colonnes montre l'estimation de l'effet qu'a l'achèvement des études secondaires sur les taux d'épargne dans des comptes comportant des avantages fiscaux, au moyen d'un estimateur par doubles moindres carrés, où le nombre d'années de scolarité obligatoire sert de variable instrumentale exclue et où chaque colonne contrôle des facteurs observés différents. La dernière colonne montre l'estimation de l'effet qu'a l'achèvement des études secondaires sur les taux d'épargne dans des comptes comportant des avantages fiscaux au moyen de moindres carrés. Les covariables institutionnelles comprennent un indicateur de l'autorisation ou du refus d'exemptions ainsi que des dépenses des conseils et commissions scolaires des provinces. Les contrôles du revenu du travail sont la valeur moyenne du revenu du travail pour chaque particulier visé par l'étude pendant toutes les années couvertes ainsi que les écarts dans les revenus du travail observés pour chaque particulier au fil du temps. Le test F des instruments exclus montre l'importance conjointe des variables relatives à l'âge d'entrée et à l'âge d'abandon ainsi qu'aux années de scolarité obligatoire pour l'achèvement des études secondaires, en supposant que toutes les autres variables sont incluses dans le modèle.
Sources : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, Recensement de 1991 et Fichier maître des particuliers T1, Recensement de 2006, Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

13. Étant donné que la mesure du revenu utilisée est une moyenne pour l'ensemble des années à l'étude, c'est comme si l'on avait tenu compte du revenu permanent. Les résultats sont solides lorsqu'on tient compte de la souplesse du revenu permanent au moyen d'une fonction spline à 10 éléments. En outre, comme il est indiqué dans la note du tableau 3, l'écart dans le revenu du travail observé au fil du temps pour chaque particulier est également inclus dans la variable de contrôle du revenu du travail, afin de tenir compte du fait que les particuliers présentant différents degrés d'incertitude à l'égard du revenu sont susceptibles d'épargner différemment en vue de la retraite.

5 L'effet de la scolarité sur le taux d'épargne

Alors que la section précédente a révélé que la scolarité avait une incidence appréciable sur l'épargne-retraite, cette analyse demeure limitée en ce sens que le contrôle de **chaque** voie indirecte par laquelle la scolarité influe sur les niveaux d'épargne s'avère impossible. Par exemple, les particuliers qui comptent plus d'années de scolarité peuvent s'attendre à vivre plus longtemps et donc, sentir le besoin de se constituer un plus grand patrimoine de retraite, ce qui a pour effet de biaiser le rendement de la scolarité estimé. Afin de tenir compte de tels effets, les analyses par régression incluaient une variable relative aux crédits d'impôt pour personnes handicapées, bien qu'il s'agisse d'une mesure imparfaite de la santé. Pour cette raison, il est pertinent d'examiner la façon dont le niveau de scolarité atteint influence également un autre type de décision d'épargne : comment les particuliers ajustent-ils leurs taux d'épargne (ou les modifient-ils en vue de les optimiser) en réaction à une contribution incitative, définie dans la présente étude comme une variation automatique du cumul des avoirs de retraite dans les RPA.

5.1 Incitation à l'épargne

La plupart des RPA prévoient des calendriers de cotisation ou de prestation qui sont intégrés au calendrier de cotisation au RPC et à la RRQ. Cette caractéristique des régimes de retraite en milieu de travail existe parce que les entreprises reconnaissent le fait que des coûts supplémentaires leur sont imposés par le régime de retraite public, et qu'il est possible de compenser ces coûts en établissant des taux marginaux plus faibles pour les cotisations au RPA et les prestations du RPA dans le cas des revenus qui sont imposés plus lourdement par le RPC et la RRQ, et inversement. D'autres renseignements sur cette caractéristique de coordination des RPA sont présentés par Frenken (1996) et Statistique Canada (1996, 2003). Fait encore plus important, comme la décision de procéder à la coordination relève de l'entreprise, ce changement dans les cotisations au RPA paraît sans doute **exogène** du point de vue des travailleurs[14].

Comme le montre Messacar (2015), la coordination signifie que le calendrier de cotisation au RPA d'un employeur type fait **remonter** le salaire industriel moyen. Selon le plan de régression coudé (PRC) en deux étapes, l'effet de premier degré de la coordination sur les cotisations à un RPA et l'effet de deuxième degré d'empiétement sur les cotisations à un REER peuvent être estimés de manière simultanée. Le modèle statistique est le suivant :

$$RPP_{it} = \tau_0 + \rho_0(Y_{it} - T_t) + \upsilon_0(Y_{it} - T_t)D_{it} + Z_{it}'\phi_0 + \sigma_{it} \tag{5}$$

$$RRSP_{it} = \tau_1 + \rho_1(Y_{it} - T_t) + \upsilon_1(Y_{it} - T_t)D_{it} + Z_{it}'\phi_1 + \varsigma_{it}. \tag{6}$$

Le modèle est estimé conditionnellement à $(Y_{it} - T_t) \in [-B, B]$, où B représente l'amplitude. Les variables dépendantes RPP_{it} et $RRSP_{it}$ représentent les cotisations i individuelles aux RPA et aux REER dans l'année t, respectivement. La période de référence étudiée va de 1991 à 2010. La variable Y_{it} représente le revenu du travail du particulier, et Z_{it} est un vecteur des covariables suivantes : l'âge, le sexe, l'état matrimonial, la province de résidence et les effets fixes de l'année; le secteur d'emploi; les autres revenus; les crédits d'impôt pour personnes handicapées. $D_{it} = 1(Y_{it} \geq T_t)$ indique que le revenu du travail dépasse le salaire industriel moyen au moment t, désigné comme T_t. Comme la plus vaste amplitude utilisée dans Messacar (2015) est

14. Cette variation automatique du cumul des avoirs de retraite peut être interprétée comme une expérience « naturelle » de l'escalade du taux d'épargne étudié par Thaler et Benartzi (2004) dans un environnement contrôlé. Pour cette raison, le type d'écart analysé dans cette étude s'inscrit bien dans le paradigme de l'incitation au changement de Thaler et Sunstein (2008).

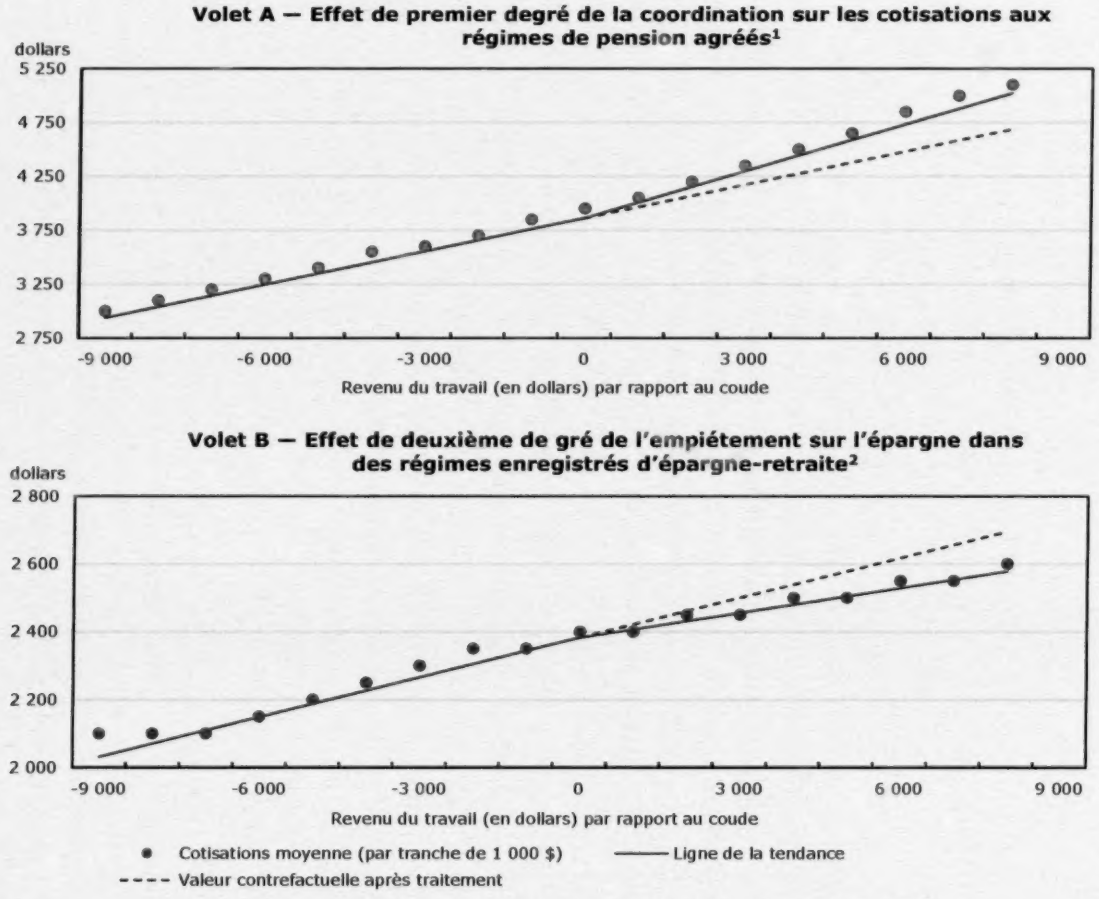
$B = 9000\$$, cette amplitude est utilisée ici également pour donner le plus de force possible à l'estimateur[15]. En outre, l'échantillon se limite aux travailleurs dont les cotisations aux RPA et aux REER sont strictement positives et pour lesquels la substitution est possible, mais dont l'épargne combinée ne dépasse pas leurs limites de cotisations, de sorte que tout effet de déplacement n'est pas dicté par le traitement fiscal de ces régimes. À partir des équations (5) et (6), le paramètre d'empiétement d'intérêt est $\upsilon = \upsilon_1 / \upsilon_0$. Les deux équations sont estimées simultanément à partir d'un cadre de régression apparemment non lié, et les erreurs-types (regroupées au niveau du particulier) sont obtenues pour le paramètre de l'empiétement au moyen de la méthode delta.

5.2 Résultats

Les reproductions graphiques des équations (5) et (6) sont présentées au graphique 4. Plus précisément, le volet A trace les valeurs moyennes des cotisations aux RPA selon des tranches de 1 000 $ relativement au revenu du travail normalisé selon le salaire industriel moyen. La régression simple du PRC (sans contrôle des covariables Z_{it}) est également présentée. Le calendrier de cotisation aux RPA est fonction croissante du revenu, le traitement préalable du taux d'épargne étant estimé à 10,3 %. Le taux d'épargne comprend à la fois les cotisations de l'employeur et de l'employé, bien que, comme le montre Messacar (2015), l'effet du traitement de la coordination se fait au moyen de la part de l'employeur. L'estimation du PRC indique que les cotisations aux RPA augmentent de 0,04 $ pour le revenu au-delà du salaire industriel moyen, ce qui représente une augmentation de 40,8 % du taux d'épargne avant le traitement. De même, le volet B montre que le taux d'épargne dans les REER avant le traitement est de 3,9 %, mais que les cotisations sont d'un peu moins de 0,02 $ pour le revenu au-delà du salaire industriel moyen. Par conséquent, une contribution incitative de 1,00 $ dans les RPA empiète sur les cotisations aux REER d'environ 0,35 $ en moyenne.

15. Il existe plusieurs hypothèses et essais à respecter pour que le PRC soit valide. Ces questions sont abordées et examinées dans Messacar (2015) et ne sont pas reprises dans la présente étude par souci de concision. Les lecteurs peuvent consulter cette étude précédente pour obtenir plus de renseignements à ce sujet. Pour les raisons énoncées dans cette étude, l'analyse du PRC se limite aux travailleurs syndiqués.

Graphique 4
Inspection graphique de l'empiétement



1. Volet A : Estimation de la pente avant traitement = 0,103 ($p<0,001$); estimation du coude = 0,042 ($p<0,001$).
2. Volet B : Estimation de la pente avant traitement = 0,039 ($p<0,001$); estimation du coude = 0,015 ($p<0,001$); estimation de l'empiétement = 0,0349 ($p<0,001$).

Notes : Le volet A montre les cotisations aux régimes de pension agréés (RPA) comme fonction du revenu du travail normalisé selon le salaire industriel moyen. Le volet B montre les cotisations aux régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER) comme fonction du revenu du travail normalisé selon le salaire industriel moyen. Chaque point de donnée correspond à la cotisation moyenne à des tranches de 1 000 $. Les estimations simples par régression (sans contrôle des covariables) des pentes des fonctions de l'épargne et de l'ampleur des coudes sur la courbe du salaire industriel moyen sont également indiquées, les erreurs-types étant regroupées au niveau du particulier. L'estimation de l'empiètement est obtenue en divisant la valeur (absolue) du coude dans la courbe des cotisations aux REER par la valeur du coude dans la courbe de cotisations aux RPA, et les erreurs-types sont calculées au moyen de la méthode delta.

Sources : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, Recensement de 1991 et Fichier maître des particuliers T1, Recensement de 2006, Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

Afin de nous permettre d'examiner plus en détail ce résultat, la première colonne du tableau 4 estime les équations (5) et (6) tout en tenant compte des covariables observées, Z_{it}. Ces résultats montrent qu'une contribution incitative de 1,00 $ dans les RPA déplace les cotisations dans les REER d'environ 0,53 $, ce qui indique que les travailleurs effectuent des substitutions partielles entre ces deux types de comptes. Le tableau montre également comment l'ajustement de l'épargne des travailleurs varie selon le niveau de scolarité. Plus précisément, les décrocheurs du secondaire présentent un empiétement faible par rapport aux travailleurs qui ont terminé leurs études secondaires, ce qui laisse entendre que la trop faible réaction s'explique dans une certaine mesure par le niveau de scolarité atteint. Afin de contrôler la possibilité que le niveau de scolarité atteint par les travailleurs et les réactions à l'épargne soient corrélés pour des raisons non

observées, notamment la vigilance, l'analyse est reprise à l'aide d'une mesure **prédite** de l'achèvement des études secondaires au moyen des estimations par régression de l'équation (2), exploitant les réformes de la scolarité obligatoire dans l'identification. Cependant, ces résultats laissent toujours entendre que les travailleurs moins scolarisés ne réagissent pas suffisamment aux incitations à l'épargne par rapport aux travailleurs plus scolarisés. En outre, en se limitant aux particuliers qui ont déclaré avoir fait des études postsecondaires partielles ou avoir obtenu un grade universitaire, le tableau montre que l'ampleur de l'empiétement continue d'augmenter proportionnellement au niveau de scolarité atteint.

Tableau 4
Estimations par régression de l'empiétement sur une incitation à l'épargne, selon le niveau de scolarité atteint

		Scolarité réelle		Scolarité prédite		Autres niveaux de scolarité réelle	
Sélection de l'échantillon (groupe)	**Échantillon complet**	**Abandon des études secondaires**	**Études secondaires terminées**	**Abandon des études secondaires**	**Études secondaires terminées**	**Détient un certificat d'une école de métier**	**Diplôme universitaire**
				estimations			
Cotisations à un RPA							
Estimation de la pente	0,109 ***	0,087 ***	0,110 ***	0,100 ***	0,101 ***	0,108 ***	0,104 ***
Estimation du coude	0,033 ***	0,045 ***	0,032 ***	0,020 *	0,034 ***	0,036 ***	0,043 ***
Cotisations à un RÉER							
Estimation de la pente	0,047 ***	0,054 ***	0,046 ***	0,052 ***	0,047 ***	0,045 ***	0,042 ***
Estimation du coude	-0,018 ***	-0,005	-0,018 ***	-0,002	-0,019 ***	-0,022 ***	-0,030 ***
Empiétement							
Estimation de l'empiétement	0,529 ***	0,119	0,572 ***	0,090	0,558 ***	0,619 ***	0,685 ***
				nombre			
Statistiques							
Particuliers	58 967	5 729	53 281	7 291	51 767	42 682	15 960
Observations	214 276	21 933	192 343	24 278	189 998	148 012	45 686

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

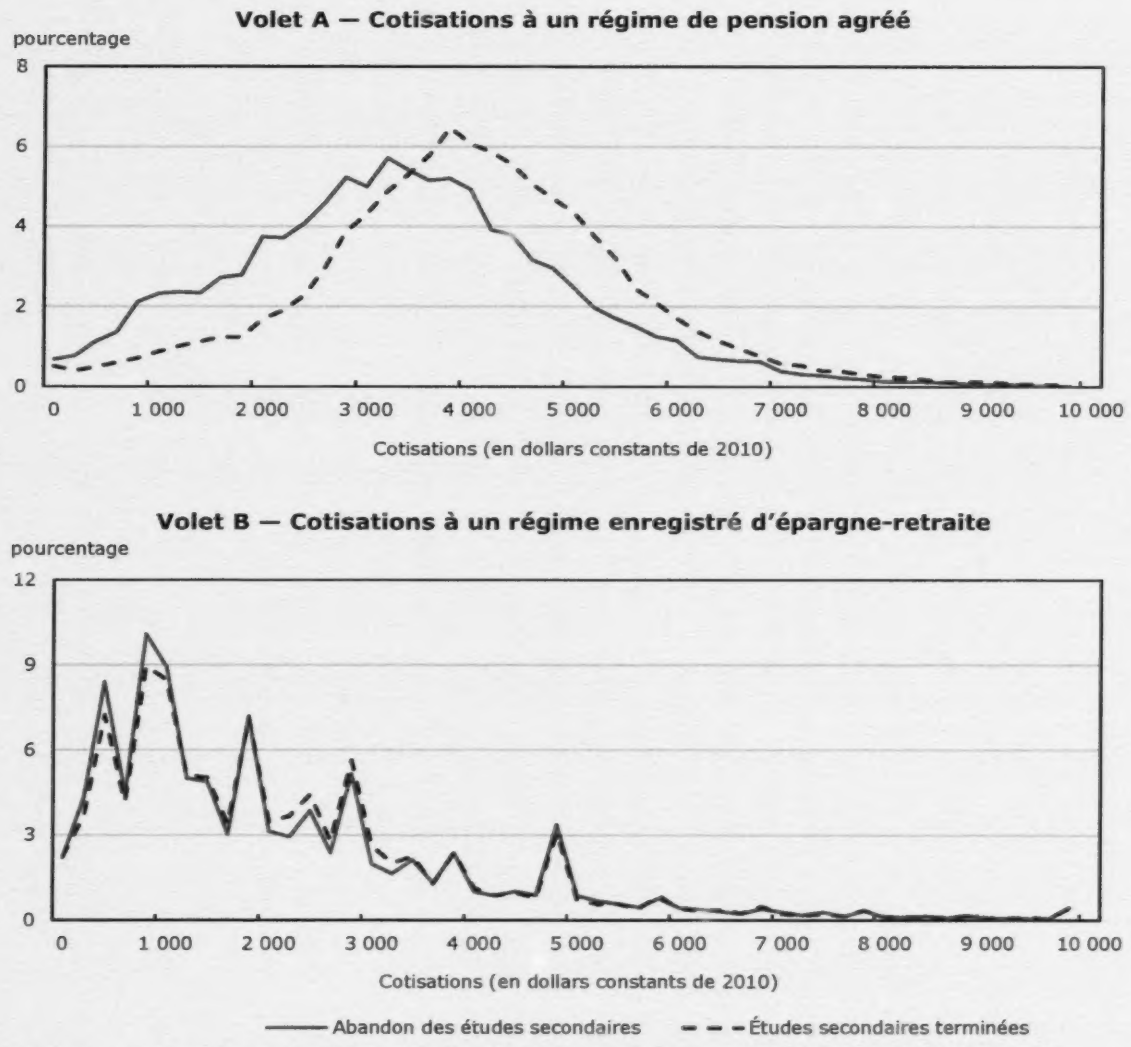
*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)

Notes : Les estimations par régression des cotisations aux régimes de pension agréés (RPA) et aux régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER) en tant que fonctions du revenu du travail normalisé selon le salaire industriel moyen sont présentées dans ce tableau. Les coudes estimés dans la courbe des cotisations aux RPA et aux REER relatives au salaire industriel moyen sont également montrés. Les calendriers de cotisation aux RPA et aux REER sont estimés simultanément à partir d'un cadre de régression apparemment non lié; l'estimation de l'empiétement est obtenue en divisant la valeur (absolue) du coude dans la courbe des cotisations aux REER par la valeur du coude dans la courbe de cotisations aux RPA, et les erreurs-types sont calculées au moyen de la méthode delta.

Sources : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, Recensement de 1991 et Fichier maître des particuliers T1, Recensement de 2006, Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

Une autre explication du manque d'empiétement chez les travailleurs moins scolarisés est qu'ils épargnent moins fréquemment dans des comptes non liés au travail et que, par conséquent, ils sont relativement limités dans leur capacité à réagir à des incitations à l'épargne. Bien que l'analyse du PRC se limite aux particuliers qui présentent une épargne strictement positive dans un RPA et dans un REER pour aborder cette question, d'autres études s'avéreront nécessaires. À cette fin, les volets A et B du graphique 5 tracent la répartition des cotisations aux RPA et aux REER, respectivement, pour les travailleurs qui figurent dans l'échantillon du PRC. Les travailleurs qui ont terminé leurs études secondaires ont tendance à épargner davantage dans des RPA que les décrocheurs du secondaire, mais les répartitions des cotisations à un REER pour les deux groupes se chevauchent presque parfaitement. Par conséquent, les deux groupes présentent la même capacité financière de réagir à des incitations à l'épargne. La similitude dans les comportements liés à l'épargne, malgré de telles différences sous-jacentes sur le plan de la scolarité, pourrait s'expliquer par le fait que le PRC impose un certain degré d'homogénéité à l'échantillon, étant donné que les estimations sont localisées autour du salaire industriel moyen. La manière dont ces résultats peuvent être généralisés à l'ensemble des travailleurs sur toute la répartition des revenus dépasse, pour des raisons méthodologiques, le cadre de la présente étude.

Graphique 5
Répartition de l'épargne dans des comptes comportant des avantages fiscaux parmi les travailleurs de l'échantillon, dans l'analyse de l'empiétement, selon le niveau de scolarité atteint



Notes : Le volet A montre la répartition des cotisations à un régime de pension agréé de 1 $ à 10 000 $ chez les particuliers de l'analyse de l'empiétement, selon le niveau de scolarité atteint. Le volet B montre la répartition des cotisations à un régime enregistré d'épargne-retraite, selon le niveau de scolarité atteint. Conformément à l'analyse de l'empiétement, l'achèvement des études secondaires fait référence à l'obtention d'au moins un diplôme d'études secondaires, selon le classement du niveau de scolarité atteint basé sur le marché des recensements de 1991 et de 2006.

Sources : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, Recensement de 1991 et Fichier maître des particuliers T1, Recensement de 2006, Enquête nationale auprès des ménages de 2011.

6 Conclusion

La présente étude offre de nouvelles perspectives sur les effets à long terme de l'éducation sur le comportement des Canadiens en matière d'épargne-retraite. En faisant appel à deux ensembles de données uniques, qui combinent les données fiscales administratives annuelles et les réponses aux recensements de 1991 et de 2006, et en exploitant les réformes de la scolarité obligatoire dans l'identification, les résultats indiquent que l'achèvement des études secondaires pourrait faire augmenter les taux d'épargne-retraite dans des régimes de pension agréés (RPA) d'environ 2 à 6 points de pourcentage, en moyenne, annuellement pendant le cycle de vie, même après avoir tenu compte du revenu et d'autres facteurs observés pouvant influer indirectement sur ce résultat. En outre, les travailleurs ayant atteint un niveau de scolarité plus élevé réagissent plus activement à une contribution incitative dans un RPA en réduisant leurs cotisations aux REER, alors que ceux dont le niveau de scolarité est plus faible demeurent passifs devant cette différence. Une explication possible de ces résultats repose sur le fait que le niveau de scolarité atteint et la littératie financière sont corrélés.

Ensemble, ces résultats laissent entendre que les travailleurs dont le niveau de scolarité est plus faible épargnent moins que ceux dont le niveau de scolarité est plus élevé, mais profitent de contributions incitatives en demeurant passifs; pour eux, la contribution incitative vient augmenter leur épargne-retraite, alors que les travailleurs dont le niveau de scolarité est plus élevé effectuent des substitutions entre les RPA et les REER à faible coût. Ce résultat s'inscrit bien dans le paradigme de l'incitation au changement de Thaler et Sunstein (2008), puisqu'il fournit de nouvelles perspectives sur les mécanismes cognitifs qui sous-tendent le fonctionnement d'une incitation au changement. Plus précisément, le choix d'être actif ou passif s'explique dans une certaine mesure par les caractéristiques du capital humain. On trouve de plus en plus d'ouvrages sur l'économie comportementale dans lesquels on conclut que les options par défaut, l'escalade du taux d'épargne et d'autres types d'incitations sont des mécanismes efficaces pour accroître les avoirs de retraite (Madrian et Shea, 2001; Choi et coll., 2004; Thaler et Benartzi, 2004; Chetty et coll., 2014). Les résultats de la présente étude rejoignent les ouvrages connexes : l'épargne-retraite totale augmente partiellement. Cependant, l'analyse de la scolarité révèle que les programmes qui visent à accroître la compréhension, le capital humain ou la littératie financière peuvent s'avérer des substituts imparfaits aux contributions incitatives. Une meilleure scolarisation vient réduire la nécessité des contributions incitatives, au fur et à mesure que les particuliers épargnent plus pour leur retraite par eux-mêmes; elle diminue aussi l'efficacité des incitations, puisque les épargnants deviennent plus actifs et compensent les différences dans l'épargne en réduisant leurs cotisations à d'autres comptes d'épargne-retraite. La combinaison efficace des politiques qui se veulent incitatives et éducatives et qui simplifient les choix (Choi, Laibson et Madrian, 2011; Beshears et coll., 2013) constitue un filon intéressant pour des recherches subséquentes.

En conclusion, il est important de mentionner que l'analyse de l'empiétement réalisée dans cette étude est axée sur les travailleurs qui ont épargné à la fois dans des RPA et dans des REER au cours d'une année donnée. Pour ces travailleurs, la cotisation automatique aux RPA est une « contribution incitative », parce qu'ils ont ainsi la capacité de se désengager en réduisant leur niveau d'épargne dans les REER. De plus en plus d'ouvrages sur l'économie environnementale examinent les répercussions sur le mieux-être social que procurent les contributions incitatives, mais aucun consensus n'a encore été atteint. Pour y arriver, il faudra, entre autres, déterminer si le rôle du paternalisme sera intégré (Bernheim et Rangel, 2009; Carroll et coll., 2009; Chetty et coll., 2014; Bernheim, Fradkin et Popov, 2015). Cependant, environ la moitié seulement des adhérents à un RPA cotisent à des REER au cours d'une année donnée (Messacar, 2015); pour l'autre moitié, des ajustements suivant d'autres marges peuvent être possibles, comme c'est le cas dans les comptes imposables, mais la cotisation automatique aux RPA peut également constituer une épargne « forcée » ou obligatoire pour ces groupes. Les répercussions sur le mieux-être dans ce cas-ci sont encore plus floues; par exemple, comme le mentionne Whitehouse (2013), les coûts pour inciter les particuliers à trop épargner peuvent être aussi importants que les pertes sur le plan de la consommation pour d'autres qui épargnent aveuglément pour leur retraite.

Bibliographie

Acemoglu, D. et J. Angrist. 2000. « How large are human-capital externalities? Evidence from compulsory schooling laws ». *NBER Macroeconomics Annual* 15 : 9 à 59.

Angrist, J.D. et A.B. Krueger. 1991. « Does compulsory school attendance affect schooling and earnings? ». *Quarterly Journal of Economics* 106 (4) : 979 à 1014.

Benjamin, D.J. 2003. « Does 401(k) eligibility increase saving? Evidence from propensity score subclassification ». *Journal of Public Economics* 87 (56) : 1259 à 1290.

Bernheim, B.D. 2002. « Taxation and saving ». Dans *Handbook of Public Economics*, publié sous la direction de A.J. Auerbach et M. Feldsein *Volume 3*, chapitre 18, p. 1173 à 1249. Amsterdam : Elsevier Science B.V.

Bernheim, B.D., A. Fradkin et I. Popov. 2015. « The welfare economics of default options in 401(k) plans ». *American Economic Review* 105 (9) : 2798 à 2837.

Bernheim, B.D. et A. Rangel. 2009. « Beyond revealed preference: Choice-theoretic foundations for behavioral welfare economics ». *The Quarterly Journal of Economics* 124 (1) : 51 à 104.

Beshears, J., J.J. Choi, D. Laibson et B.C. Madrian. 2013. « Simplification and saving ». *Journal of Economic Behavior & Organization* 95 (C) : 130 à 145.

Calvet, L., J. Campbell et P. Sodini. 2009. « Measuring the financial sophistication of households ». *American Economic Review* 99 (2) : 393 à 398.

Carroll, G.D., J.J. Choi, D. Laibson, B.C. Madrian et A. Mertick. 2009. « Optimal defaults and active decisions ». *Quarterly Journal of Economics* 124 (4) : 1639 à 1674.

Chetty, R., J.N. Friedman, S. Leth-Petersen, T. Nielsen et T. Olsen. 2014. « Active vs. passive decisions and crowdout in retirement savings accounts: Evidence from Denmark ». *Quarterly Journal of Economics* 129 (3) : 1141 à 1219.

Choi, J.J., D. Laibson et B.C. Madrian. 2011. « $100 bills on the sidewalk: Suboptimal investment in 401(k) plans ». *Review of Economics and Statistics* 93 (3) : 748 à 763.

Choi, J.J., D. Laibson, B.C. Madrian et A. Mertick. 2004. « For better or for worse: Default effects and 401(k) savings behavior ». Dans *Perspectives on the Economics of Aging*, publié sous la direction de D.A. Wise, p. 81 à 126. Chicago, University of Chicago Press.

Engen, E.M. et W.G. Gale. 1994. « Do saving incentives work? ». *Brookings Papers on Economic Activity* 1994 (1) : 85 à 180.

Frank, K., M. Frenette et R. Morissette. 2015. *Les résultats des jeunes diplômés postsecondaires sur le marché du travail, 2005 à 2012*. Aperçus économiques, nº 50. Produit nº 11-626-X au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Frenette, M. 2014a. *L'investissement d'une vie? Les avantages à long terme sur le marché du travail associés aux études postsecondaires*. Direction des études analytiques : documents de recherche, nº 359. Produit nº 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Frenette, M. 2014a. *Les avantages à long terme sur le marché du travail associés au diplôme terminal d'études secondaires*.. Direction des études analytiques : documents de recherche, nº 354. Produit nº 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Frenken, H. 1996. « The impact of changes in the Canada Pension Plan on private pensions ». *Canadian Business Economics* 1996 (été) : 65 à 72.

Gale, W.G. 1998. « The effects of pensions on household wealth: A reevaluation of theory and evidence ». *Journal of Political Economy* 106 (4) : 706 à 723.

Gelber, A.M. 2011. « How do 401(k)s affect saving? Evidence from changes in 401(k) eligibility ». *American Economic Journal: Economic Policy* 3 (4) : 103 à 122.

Keown, L.-A. 2011. « Les connaissances financières des Canadiens ». *Tendances sociales canadiennes* 91 : 30 à 39. Produit nº 11-008-X au catalogue de Statistique Canada.

LaRochelle-Côté, S. et S. Uppal. 2011. « Le bien-être financier des travailleurs autonomes ». *L'emploi et le revenu en perspective* 23 (4) : 3 à 15. Produit nº 75-001-X au catalogue de Statistique Canada.

Lochner, L. et E. Moretti. 2004. « The effect of education on crime: Evidence from prison inmates, arrests, and self-reports ». *American Economic Review* 94 (1) : 155 à 189.

Luong, M. 2011. « Le patrimoine et les finances des familles occupées à faible revenu ». *L'emploi et le revenu en perspective* 23 (3) : 3 à 13. Produit nº 75-001-X au catalogue de Statistique Canada.

Lusardi, A., P.-C. Michaud et O.S. Mitchell. 2013. *Optimal Financial Knowledge and Wealth Inequality*. NBER Working Papers Series, nº 18669. Cambridge, Massachusetts : National Bureau of Economic Research.

Lusardi, A. et O.S. Mitchell. 2010. *How Ordinary Consumers Make Complex Economic Decisions: Financial Literacy and Retirement Readiness*. CFS Working Paper, nº 2010/11. Francfort : Center for Financial Studies.

Madrian, B.C. et D.F. Shea. 2001. « The power of suggestion: Inertia in 401(k) participation and savings behavior ». *Quarterly Journal of Economics* 116 (4) : 1149 à 1187.

Mensch, B.S. et D.B. Kandel. 1988. « Dropping out of high school and drug involvement ». *Sociology of Education* 61 (2) : 95 à 113.

Messacar, D. 2015. *Les régimes de pension d'employeurs empiètent-ils sur d'autres formes d'épargne pour la retraite? Données tirées des dossiers de l'impôt sur le revenu canadien.* Direction des études analytiques : documents de recherche, nº 371. Produit nº 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Milligan, K., E. Moretti et P. Oreopoulos. 2004. « Does education improve citizenship? Evidence from the United States and the United Kingdom ». *Journal of Public Economics* 88 (9) : 1667 à 1695.

Morissette, R. et Y. Ostrovsky. 2006. *La protection en matière de pensions et l'épargne-retraite des familles canadiennes, 1986 à 2003.* Direction des études analytiques : documents de recherche, nº 286. Produit nº 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Mullock, K. et J. Turcotte. 2012. *Financial Literacy and Retirement Readiness*, Division des études économiques et de l'analyse des politiques. Ministère des Finances du Canada. Document de travail, nº 2012-01. Ottawa : Ministère des Finances Canada.

Oreopoulos, P. 2006. « The compelling effects of compulsory schooling: Evidence from Canada ». *Revue canadienne d'économique* 39 (1) : 22 à 52.

Oreopoulos, P. 2007. « Do dropouts drop out too soon? Wealth, health and happiness from compulsory schooling ». *Journal of Public Economics* 91 (11-12) : 2213 à 2229.

Ostrovsky, Y. et M. Frenette. 2014. *The Cumulative Earnings of Postsecondary Graduates over 20 Years: Results by Major Field of Study*. Aperçus économiques, nº 40. Produit nº 11-626-X au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Poterba, J.M., S.F. Venti et D.A. Wise. 1994. « 401(k) plans and tax-deferred saving ». Dans *Studies in the Economics of Aging*, publié sous la direction de D.A. Wise, p. 105 à 142. Chicago : University of Chicago Press.

Schellenberg, G. et Y. Ostrovsky. 2010. *Faits saillants de l'Enquête canadienne sur les capacités financières de 2009 dans le domaine de la retraite*. Aperçus sur l'économie canadienne, nº 26. Produit nº 11-624-M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Sethi-Iyengar, S., G. Huberman et W. Jiang. 2004. « How much choice is too much? Contributions to 401(k) retirement plans ». Dans *Pension Design and Structure: New Lessons from Behavioral Finance*, publié sous la direction de O.S. Mitchell et S.P. Utkus, chapitre 5, p. 157 à 184. Oxford: Oxford University Press.

Statistique Canada, s.d. *Tableau 478-0012 Dépenses des commissions scolaires, annuel (dollars x 1 000)* (tableau), CANSIM (base de données). Dernière mise à jour le 1er novembre 2016. Disponible au lien suivant : http://www5.statcan.gc.ca/cansim/pick-choisir?id=4780012&p2=33&lang=fra&retrLang=fra (site consulté le 23 décembre 2016).

Statistique Canada. 1996. *Programmes de revenu de retraite au Canada : un aperçu statistique*. Produit nº 74-507-X au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Statistique Canada. 2003. *Programmes de revenu de retraite au Canada : un aperçu statistique (1990-2000)*. Produit nº 74-507-X au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Stephens, M., Jr. et D.-Y. Yang. 2014. « Compulsory education and the benefits of schooling ». *American Economic Review* 104 (6) : 1777 à 1792.

Thaler, R.H. et S. Benartzi. 2004. « Save More Tomorrow™: Using behavioral economics to increase employee saving ». *Journal of Political Economy* 112 (S1) : S164 à S187.

Thaler, R.H. et C.R. Sunstein. 2008. *Nudge: Improving Decisions About Health, Wealth, and Happiness*. New Haven, Connecticut : Yale University Press.

van Kippersluis, H., O. O'Donnell et E. van Doorslaer. 2011. « Long-run returns to education: Does schooling lead to an extended old age? ». *Journal of Political Economy* 46 (4) : 695 à 721.

Veall, M.R. 2001. « Did tax flattening affect RRSP contributions? ». *Revue canadienne d'économique* 34 (1) : 120 à 131.

Venti, S.F. et D.A. Wise. 1996. *The Wealth of Cohorts: Retirement Saving and the Changing Assets of Older Americans*. NBER Working Papers Series, nº 5609. Cambridge, Massachusetts : National Bureau of Economic Research.

Venti, S.F. et D.A. Wise. 2014. *The Long Reach of Education: Early Retirement*. NBER Working Papers, nº 20740. Cambridge, Massachusetts : National Bureau of Economic Research.

Whitehouse, E. 2013. « Policies to encourage private pension savings: Evidence from OECD countries. Dans *Matching Contributions for Pensions: A Review of International Experience*, publié sous la direction de R. Hinz, R. Holzmann, D. Tuesta et N. Takayama, p. 27 à 50. Washington, D.C. : Banque mondiale.

Wilkins, R., M. Tjepkema, C. Mustard et R. Choinière. 2008. « Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001 ». *Rapports sur la santé*, 19 (3) : 25 à 43. Produit nº 82-003-X au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.